

La renta variable y su dependencia de la tasa de cambio nominal en Colombia

Alexander Herzberg López

aherzber@eafit.edu.co

Resumen

Actualmente los mercados financieros están cada vez más conectados como consecuencia del fenómeno de la globalización, y es ahí donde cobra importancia el estudio de las variables que intervienen en estos mercados financieros. La tasa de cambio nominal, que es la variable que afecta a los inversionistas foráneos, es la conexión entre la economía local y el resto del mundo, mientras que el índice general de la Bolsa de Valores de Colombia (IGBC) y el Colcap son las variables que nos muestran el desempeño del patrimonio de las principales compañías nacionales. El estudio de la relación entre estas variables es importante porque permite la creación de modelos econométricos con los que se puede predecir el comportamiento de las tendencias en las variables y de esta forma se establecer criterios para los inversionistas locales y foráneos que deciden comprar y vender activos financieros. Esto con el fin de obtener utilidades al adelantarse al resto de agentes que intervienen en los mercados financieros puesto que se tiene información adicional para la toma de decisiones.

Para construir este modelo se requiere de la información histórica de cada una de las variables, las cuales deben estar homogenizadas en la misma periodicidad como se realizó en este trabajo. Luego se indaga en la literatura cuál era el modelo que se ajustara mejor al tipo de datos recolectados donde se tomó la determinación de utilizar un modelo de vectores autoregresivos por su gran flexibilidad y precisión en la estimación. Luego de crear el modelo y hacer todo el análisis estadístico con las diferentes pruebas requeridas por el método de vectores autoregresivos se llega a las siguientes conclusiones a partir de los resultados. Existe una relación negativa entre la TRM y el comportamiento de los mercados accionarios en Colombia como lo explica la teoría económica. No se logró encontrar evidencia de una relación causal dinámica entre estas variables por metodología de Granger o pruebas de cointegración, lo que implica que no existe evidencia de dependencia o que

hay ausencia de mecanismos de transmisión entre estas variables a nivel de Granger. Se encontró un coeficiente de correlación negativo entre la TRM y el IGBC, -0.093, lo que implica una correlación negativa débil. Finalmente, las pruebas impulso respuesta mostraron un mayor impacto de tipo negativo de la TRM sobre el IGBC en contraste con el IGBC sobre la TRM, aunque en ningún caso fueron grandes impactos.

Palabras clave

IGBC, Colcap, tasa de cambio nominal, modelo econométrico, predicción, comportamiento, variables.

Abstract

Currently financial markets are increasingly connected as a result of globalization. For this reason, the study of the variables involved in financial markets gains importance. The nominal exchange rate, which affects foreign investors, is the connection between our economy and the rest of the world. On the other hand, variables such as the General Index of the Stock Exchange of Colombia (IGBC) and the Colcap show asset performance of major Colombian companies. Studying the relationship between these variables is important in order to predict future trends, enabling local and foreign investors to negotiate financial assets and obtain profits. This is possible because investors possess additional information for decision-making compared to other financial actors.

In order to build this model historical information of each of the variables was gathered and the data was homogenized to the same periodicity. According to research a vector autoregressive model fits best for this kind of data due to its flexibility and accuracy when making estimations. After creating the model and performing a statistical analysis with the different tests required by vector autoregressive models the following conclusions were reached: There is a negative relationship between the representative exchange rate and stock market behavior in Colombia as explained by economic theory. However, it was not possible to find evidence of a dynamic causal relationship between these variables through Granger methodology or cointegration tests. This implies that there is no evidence of

dependency or that there are no transmission mechanisms between these variables at Granger level. A -0.093 correlation coefficient between the representative exchange rate and the IGBC was found implying a negative, but weak, correlation. Finally, impulse response tests showed a greater negative impact of the representative exchange rate on the IGBC than vice versa, however, in neither case the impact was significantly strong.

Key Words

IGBC, Colpac, nominal exchange rate, econometric model, prediction, behavior, variables.

1. Introducción

La tasa de cambio nominal es una variable que gana importancia con el creciente intercambio comercial y más aún con la aparición de grandes bloques económicos y la apertura global de los mercados. Es relevante tanto para la economía nacional como para el resto del mundo, dado el alto grado de expansión económica alcanzado por Colombia en los últimos años. Según la literatura financiera (Valuation McKinsey), los principales índices bursátiles son un reflejo directo del valor real de las compañías más importantes de una economía. Es por esto que la productividad y la competitividad en un país guardan una gran relación, que puede generar espacios para la inversión en los momentos de ajuste.

Este trabajo de grado tiene como fin explicar y relacionar el tipo de cambio nominal en Colombia con los indicadores bursátiles más importantes en la economía colombiana, como variables explicativas. Esta relación permite identificar el impacto que tiene el mercado accionario en la competitividad del país frente al resto del mundo, reflejado a través de la tasa de cambio y la competitividad en caso de corroborarse esta relación.

La relación entre la tasa de cambio nominal y el Colcap cobra importancia al momento de tomar las decisiones de inversión, ya sea de inversionistas domésticos o foráneos que de utilizarse de forma apropiada apoyándose en los diferentes instrumentos financieros, puede traducirse en un vehículo generador de valor. Comprender la relación de las diferentes

variables que intervienen en los mercados financieros de tipo accionario y en la economía permite tener mayores elementos, no solo para entender el funcionamiento de los mismos, sino también para aprovechar las oportunidades de inversión que allí se generan. Lo anterior es aplicable directamente en los resultados de éste trabajo, ya que si la relación entre las variables realmente existe se puede modelar su comportamiento y predecir las tendencias de los mercados financieros para invertir en activos que aumentarán su valor, y de esta manera, generar ganancias para los inversionistas.

El mercado bursátil en Colombia siempre ha sido subvalorado debido a que no es muy líquido y poco desarrollado. Solo están listadas 89 compañías según la BVC y cuando se comparan con los mercados más sofisticados como el norteamericano donde en NYSE transan 2400 compañías, parece incipiente. Sin embargo, la literatura ha comprobado que el mercado bursátil (Valuation McKinsey) es mucho más importante de lo que se pensaba en el sector real, puesto que es un excelente valorador del precio de las empresas. Aunque estos indicadores se construyen sobre índices locales, estos se encuentran estrechamente ligados a los mercados y las economías del resto del mundo.

El presente estudio tiene relevancia porque estas variables afectan directamente a todos los agentes económicos colombianos y algunos foráneos, puesto que en una economía globalizada los mercados están correlacionados. Abdalla y Murinde (1997).

La competitividad es el factor que mayor valor genera en el desarrollo de una economía. Actualmente, se puede alcanzar de diferentes formas, ya sea vía precios y vía diferenciación de producto como lo describe la literatura (Porter, 2008). La economía colombiana al pertenecer a los países emergentes y al no contar con una infraestructura productiva desarrollada no tiene la capacidad de generar valor a través de la diferenciación de producto, pero puede competir con el resto del mundo porque los costos de producir en Colombia son menores comparados con los que tienen los países desarrollados como los europeos, donde los salarios son varias veces más altos en empleos de similares características. Adicionalmente, el mecanismo de inversión del resto del mundo en la economía colombiana está dado por la tasa de cambio, que generalmente resulta atractiva para el resto del mundo, lo cual se convierte en un incentivo para invertir en este país.

En este sentido, inicialmente se realizará un estudio bibliográfico enfocado en la relación entre la tasa de cambio nominal y los índices bursátiles de una economía y la competitividad de esta en los mercados internacional. Posteriormente, se analizarán a fondo los datos disponibles y sus propiedades estadísticas para luego usar modelos econométricos con el fin de explicar la relación planteada, soportados en la literatura económica.

Se espera observar en las conclusiones algo acorde con la teoría económica, obteniendo una relación significativa, quizá rezagada del valor esperado de la tasa de cambio que se refleja en el comportamiento de los índices bursátiles porque los capitales siempre migran hacia donde encuentran mejores rendimientos sobre sus inversiones.

Las limitaciones de la investigación son la recolección de una suficiente cantidad de datos para generar un modelo de gran precisión ya que la periodicidad no es muy frecuente, por lo cual, aunque se tomen periodos largos de tiempo, no se obtiene mucha información. Otro problema es que, aunque el Colcap sea registrado diariamente, que representa varios datos, es un índice relativamente nuevo, por lo que no existe una línea de tiempo suficientemente larga para obtener resultados que sean altamente rigurosos. Por último, la combinación entre variables que se registran semanalmente como el IGBC, pero que tiene una línea de tiempo muy larga y variables que se registran diariamente, pero que se desarrollaron hace poco, dificulta mucho el análisis a la hora de verificar si existe una relación importante entre ellas.

2. Objetivos, general y específico del trabajo de grado

2.1 Objetivo general

El principal objetivo es analizar y entender la relación de los índices bursátiles colombianos en función de la tasa representativa del mercado, que permita hacer al análisis de inversión y rentabilidad que impulsarán el despegue del mercado de la renta variable en el caso colombiano.

2.2 Objetivos específicos

2.2.1. Analizar el impacto de los componentes de cada una de las variables para establecer controles que puedan afectar el modelo.

2.2.2. Medir el grado de correlación entre la tasa de cambio nominal en Colombia y los índices bursátiles locales.

2.2.3. Encontrar un modelo que explique el comportamiento de la tasa de cambio nominal en Colombia basado el índice general de la bolsa de valores de Colombia, principal indicador oficial del rendimiento del mercado bursátil del país en el periodo seleccionado.

3. Marco Teórico

Es común encontrar análisis de competitividad de un país emergente en base a su tipo de cambio, pues esto permite a los inversionistas foráneos tener un mercado completo compitiendo en costos en términos de moneda extranjera, autores como *Javier Villanueva* resaltan este efecto de la moneda sobre la inversión:

“Muchos países se retiraron del patrón oro y apelaron a las devaluaciones cambiarias con el fin de mejorar su posición competitiva internacional, estimulando así la demanda externa para los propios productos. Los efectos positivos de las devaluaciones” JV - Instituto de Desarrollo Económico Y Social 1985.

Dado que el objetivo de este trabajo es analizar el rendimiento de los mercados financieros de un país y establecer una relación entre ellos y la tasa de cambio representativa del mercado, se indagó en distintos trabajos que abarcaban los temas de competitividad, el tipo de cambio, índices bursátiles y sus rentabilidades.

Entre los estudios que más aportaban al tema propuesto de este artículo, se destaca el documento de José Darío Uribe en las notas editoriales del Banco de la República en el editorial 1012, titulado *Competitividad y tasa de cambio real en Colombia*. El documento propone abordar la relación estacionaria de estas dos variables por medio de la metodología Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER), modelos específicos *ad hoc* enfocados en estimar la tasa de cambio de equilibrio en sentido dinámico.

“la cual permite la existencia de bienes transables y no transables, así que la tasa de cambio de equilibrio no es una constante en el tiempo, pues depende del precio de los bienes no transables relativo al de los transables tanto a nivel local como externo” -

Competitividad y tasa de cambio real en Colombia (editorial BanRep 1012)

El trabajo de Carlos Huertas, Consuelo Villalba Torres y Julián A. Parra (2003), aborda el tema de la competitividad por medio del valor de los bienes transados en mercado externo. El documento titulado *“ÍNDICE DE COMPETITIVIDAD COLOMBIANA CON TERCEROS PAÍSES EN EL MERCADO ESTADOUNIDENSE”* se encarga de hacer seguimiento a la TRM desde 1990 y establecer relaciones en funciones lineales y relaciones de equivalencia para hacerle seguimiento directo a los principales productos de exportación del país. Este análisis afronta de forma muy específica la distorsión que puede ejercer tipo de cambio en la competitividad en precios de un determinado sector económico, medidos en una misma moneda, y brinda una noción clara de la dependencia de los mercados emergentes ante los cambios de devaluación y reevaluación de las monedas internas con respecto al dólar.

El trabajo publicado por la Universidad del Valle en 2012 a nombre de NATHALIA GIRALDO, se enfoca en medir la rentabilidad de las empresas colombianas que cotizan en bolsa en función de los cambios en la TRM. Este papel usa un modelo de valoración de activos por arbitraje y abarca el periodo entre el 2000 y 2009, donde se concluye que la rentabilidad de las empresas que cotizan en bolsa está en gran medida correlacionada con el tipo de cambio y explica dicha relación por medio de relaciones simples entre los momentos de devaluación del peso y la equivalencia de rendimientos expresados en moneda extranjera.

Se usa como apoyo, de igual manera, artículos como el de Dominguez y Tesar (2006) titulado "Exchange rate exposure", que evalúa una posible relación entre los tipos de cambio y el valor de las firmas. En su trabajo estos autores calculan la sensibilidad entre los tipos de cambio de algunas economías emergentes, concluyendo que las industrias hacen su toma de decisiones en función del riesgo de la tasa de cambio y que su nivel de exposición depende del tamaño, sector económico en que operan y la cantidad de industrias en este sector.

Documentos como el de Abdalla y Murinde (1997) y el de Vanessa Posada (2012) se centran en un modelo de vectores auto regresivos para determinar si los cambios en los precios de los mercados bursátiles afectan los tipos de cambio. Puesto que un modelo de vectores autoregresivos es de construcción simultánea, también analizan lo que implica una relación, quizá más interesante de evaluar, del tipo de cambio explicando los cambios en los índices bursátiles nacionales (tema que será explicado más adelante).

G. Plata y María de la Paz; et al (2007), plantean una relación de causalidad entre los índices bursátiles y el tipo de cambio spot a precio corriente de un producto, en el caso específico de México. Este destacable trabajo demuestra con pruebas de causalidad de Granger y un modelo VAR que existe una causalidad entre ambas variables y encuentran que el tipo de cambio sigue al mercado bursátil en la línea de tiempo.

3.1. Modelo de Vectores Autoregresivos

Un VAR es un modelo de ecuaciones simultáneas conformado por un sistema de ecuaciones de forma reducida sin restringir, las cuales condicionan a que los valores estacionales de las variables del modelo no aparezcan como variables explicativas en las distintas ecuaciones. El conjunto de variables explicativas de cada ecuación está constituido por un vector de retardos de cada variable explicativa. Que sean ecuaciones no restringidas hace que el modelo sea monótono en cuanto a las variables en todos los momentos del tiempo, es decir, que las variables sean siempre las mismas, Sevtap Kestel (2004).

“La técnica VAR es relativamente flexible y está dominada por la endogeneidad de las variables, no se acostumbra analizar los coeficientes de regresión estimados, ni sus significancias estadísticas; tampoco la bondad del ajuste (R^2 ajustado) de las ecuaciones individuales. Pero si es usual que se verifique que se cumple la ausencia de correlación serial de los residuos de las ecuaciones individuales del modelo y la distribución normal multivariada de éstos”. -(Eilyn Arias C. Carlos Torres G 2004).

A modo de aclaración, los modelos VAR pueden incluirse también como variables explicativas como variables de naturaleza determinística, como una posible tendencia

temporal, como variables ficticias estacionales, o una variable “ficticia” de tipo impulso o escalón, que permite controlar los residuales. Sin embargo, en este estudio no se incluirán puesto que no aportan capacidad análisis.

Un modelo VAR se utiliza cuando se detecta simultaneidad en un conjunto de variables, y su relación se mantiene o traslada en n periodos con $n \geq 1$. Como no se añaden sobre la forma funcional del modelo, éste se purga de los sesgos e ineficiencias que pueden ocasionar restricciones del mismo, permitiendo ver la relación pura entre los cambios rezagados en el tiempo. -Eilyn Arias, Carlos Torres (2004).

4. Metodología

Se analiza inicialmente cada variable en el tiempo de manera gráfica como también su correlación, y se genera una hipótesis de relación que es abordada desde la teoría microeconómica aceptada para evaluar su consistencia matemática en el caso aplicado.

Se utiliza un modelo de forma funcional a modo de vectores autoregresivos (VAR), pues es un método que permite un buen marco de análisis cuando se desea caracterizar las interacciones conjuntas de un grupo de variables o sus diferencias parciales en el tiempo.

El modelo VAR a utilizar se representa por:

$$Y_t = A_0 + \sum_{s=1}^k A_s * X_{t-s} + U_t$$

$$X_t = A_0 + \sum_{s=1}^k A_s * Y_{t-s} + U_t$$

Basado en “Ecuación 10. Modelos vectoriales autoregresivos (Novales Alfonso 2014).”

Donde Y_t = es un vector columna $n \times 1$ (IGBC); K = es el orden del modelo VAR o número de retardos de cada variable en cada ecuación, y U_t = es un vector $n \times 1$ de perturbación, es decir, procesos sin auto correlación, con $Var(U_t) = \sum U_t$ constante.

En un modelo de Vectores Autoregresivos las variables son tratadas de manera homogénea, viéndose explicadas por sus propios momentos anteriores. Dado que se debe mantener el mismo grupo de variables de explicación en todas las ecuaciones, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios, ecuación por ecuación es eficiente, por lo que el proceso de estimación del modelo es relativamente sencillo. Esto implica que aunque los betas no sean relativamente eficientes, la presencia de bloques de retardos como variables explicativas pueden generar problemas de colinealidad. Lo anterior genera pérdida de precisión en la estimación del modelo y reduce los valores numéricos de los estadísticos tipo t de Student.

- Abdalla y Murinde (1997).

4.1. Ventajas de los modelos VAR

- Todas las variables son endógenas y tienen la misma ponderación librando al investigador de tener que estimar una matriz de peso óptima, agregando así simplicidad al modelo.
- La estimación es generalmente simple, incluso se puede usar mínimos cuadrados ordinarios a cada ecuación por separado.
- La estimación tiende a ser muy precisa, en función del tamaño de la muestra.

Estas características hacen del modelo VAR un método muy completo, y un modelo relativamente simple de correr e interpretar.

4.2. Limitaciones de los modelos VAR

- El modelo presenta algunas dificultades a la hora de estimar rezagos, pues se incurre en un trade off entre simplicidad y eficiencia.
- Requieren de muestras grandes para ser confiables. Este problema no es de demasiada relevancia para el estudio especificado en este paper.

Se debe tener cautela a la hora de estimar e interpretar los resultados del modelo en función de sus rezagos.

Los Datos

Los datos necesarios para desarrollar los modelos econométricos se encontrarán en Bloomberg ya que las series de tiempo del IGBC y el índice general de la bolsa de valores, se encuentran almacenados en esta plataforma y se utilizarán desde el 1 de agosto del 2007. Por motivos de homogeneidad en las fechas y la periodicidad de los datos empleados, es semanal y van hasta el 22 de diciembre del 2013, última fecha reportada del IGBC en bases las bases usadas. Para el tipo de cambio nominal en Colombia se utilizará la herramienta Económica.

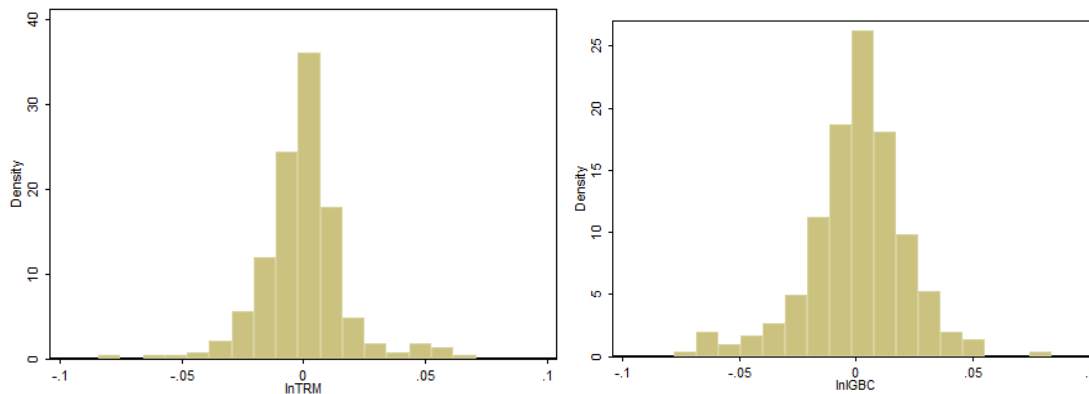
En la literatura expuesta en la sección de marco teórico se encuentra el modelo presentado en la metodología como uno de los más empleados para el análisis deseado, siendo de gran relevancia para estimar y proyectar las relaciones entre la tasa de cambio y el índice general de la bolsa de Colombia. Sin embargo para usarlo, se deben garantizar algunas condiciones en los datos.

Estadística Descriptiva

| | <i>lnTRM</i> | <i>lnIGBC</i> | |
|---------------------------|--------------|---------------|--|
| | | | |
| Media | -0.00014 | 0.000614 | |
| Error típico | 0.000952 | 0.00118 | |
| Mediana | -0.00063 | 0.002204 | |
| Desviación estándar | 0.017052 | 0.021133 | |
| Varianza de la muestra | 0.000291 | 0.000447 | |
| Curtosis | 4.412078 | 1.958114 | |
| Coefficiente de asimetría | 0.297249 | -0.51032 | |
| Rango | 0.1546 | 0.161254 | |

| | | | |
|--------|----------|----------|--|
| Mínimo | -0.084 | -0.07769 | |
| Máximo | 0.070603 | 0.08356 | |
| Suma | -0.04512 | 0.196997 | |
| Cuenta | 321 | 321 | |

Se tiene un tamaño muestral grande, 321 observaciones tomadas semanalmente en siete años. Ambos datos presentan distribuciones relativamente simétricas y con una media cercana a estar centrada en cero.



Ambas funciones tienen una forma tentativa de campana y son relativamente mesocráticas según un análisis gráfico.

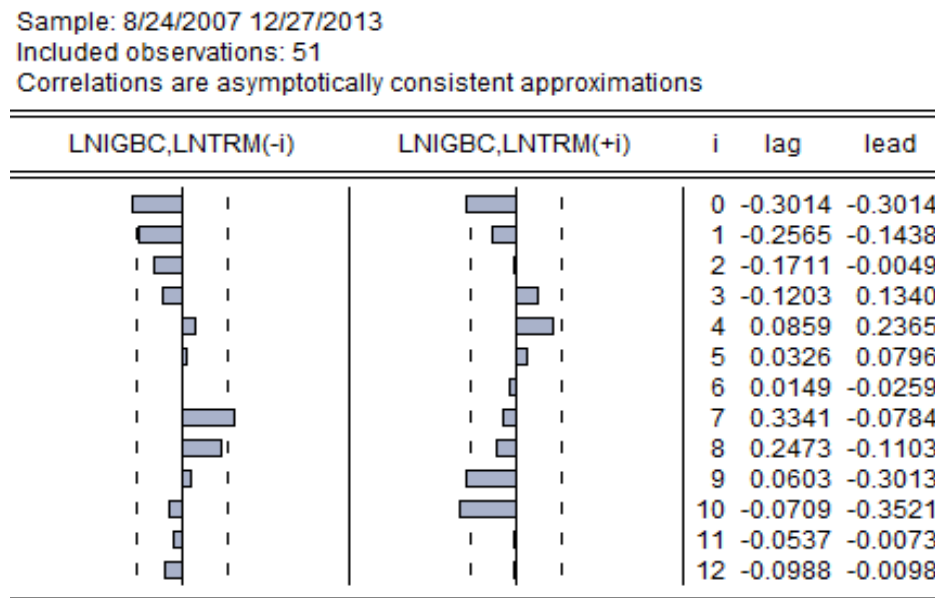
(El análisis de los datos en términos dinámicos se realizará en la siguiente sección.)

5. Resultados

5.1 Análisis general

Por motivos de comodidad y de homogeneidad en la periodicidad de los reportes se determina el uso de datos semanales de las variables especificadas, $\ln(\text{TRM})$ y $\ln(\text{IGBC})$, y por motivos de acceso se ubican en el período transcurrido entre el 24 de agosto de 2007 hasta el 27 de diciembre de 2013. Para analizar su evolución en el tiempo, por motivos de facilidad al leer las series, se usa específicamente el intervalo transcurrido entre el 1 de enero del 2013 y el 27 de diciembre del mismo año. Gráficamente en la correlación se tiene el siguiente comportamiento:

Gráfico 1. Correlación en 2013 ln(IGBC), ln(TRM)



Para hacer un análisis general del comportamiento conjunto de las variables, se efectúa una prueba de correlación que no es más que evaluar la covarianza conjunta dividida por las

varianzas individuales
$$\frac{\text{Cov}[\ln(\text{IGBC}), \ln(\text{TRM})]}{\sqrt{\text{var}[\ln(\text{IGBC})] \cdot \text{var}[\ln(\text{TRM})]}} = \left(\frac{\sigma(\ln(\text{IGBC}), \ln(\text{TRM}))}{\sigma_{\ln(\text{IGBC})} \cdot \sigma_{\ln(\text{TRM})}} \right)^2$$

Esto genera un coeficiente entre menos uno y uno, que indica el grado de variación conjunta de las variables y establece una relación entre las variables analizadas, es decir, un comportamiento similar o tendencia de comportamiento.

La gráfica 1 representa una correlación media de -0.15 con rangos entre -0.3 y 0.07. Esto es evidencia de una correlación negativa cercana a cero, lo que implica un comportamiento inverso que además presenta una continuidad del proceso hacia adelante y hacia atrás.

Se puede ver que esta correlación es de carácter negativo lo cual tiene mucho sentido al entenderlo desde la teoría macroeconómica general. Fundamentalmente a medida que las tasas de cambio crecen, los rendimientos futuros en términos de moneda extranjera son menores, asumiendo que el resto de variables exógenas permanezcan constantes.

En el mismo gráfico se presentó el análisis de correlación del último año de las series para facilitar el análisis y permitir al lector tener la intuición de los últimos comportamientos en las variables. A continuación, se muestra la matriz de correlación total que permite ver los coeficientes de correlación de las series en toda su extensión (desde 2007 hasta 2013).

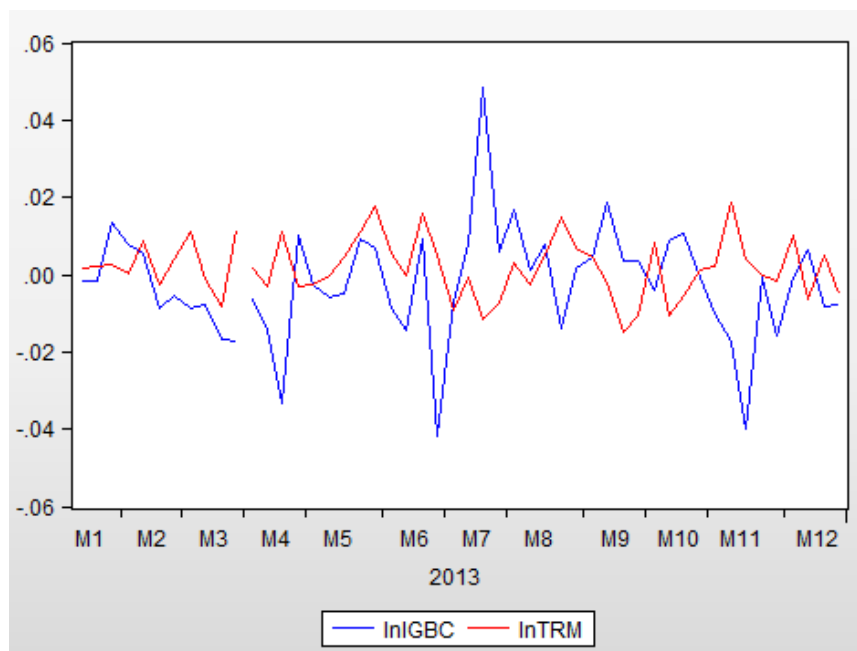
Tabla 1. Matriz de correlación (2007- 2013)

| | LNTRM | LNIGBC |
|---------------|--------------|---------------|
| LNTRM | 1 | -0.09613 |
| LNIGBC | -0.09613 | 1 |

La correlación total es de casi -0.1, lo que indica que la variable TRM tenga una correlación negativa cercana a cero con el IGBC. También se puede contrastar con el gráfico 1 y permite deducir que ambas series han estado más correlacionadas e igualmente más volátiles en el último año que en la suma total de su historia. A pesar de ello sigue siendo consistente en el tiempo, pues como se mencionó anteriormente, existe una relación negativa que sugiere un comportamiento contracíclico entre las dos series en *ceteris paribus*.

Las series vistas en el último año (2013), por motivos de facilidad de observación de los datos, se comportan de la siguiente manera:

Gráfico 2. Series analizadas en el último año.



Para analizar una o varias series de tiempo, lo principal es garantizar la estacionariedad o no de la serie. De allí parte toda posible interpretación, estimación y análisis al que es susceptible el análisis de las series de tiempo.

Por definición, una serie es estacionaria cuando no presenta tendencia en su valor esperado y su varianza o dispersión de los datos es homogénea. En otras palabras, el valor esperado y el error estándar son constantes durante toda la serie o segmento a analizar, es decir, que la variable no sea un proceso estocástico de caminata aleatoria - Gujarati (2010).

En la gráfica 2 se analiza la tendencia histórica de las series. Puede ver un comportamiento no estacionario en las condiciones de la varianza. Si bien el valor esperado, aunque menor a cero, es muy cercano a este, durante el periodo analizado es evidente que la varianza y la covarianza es mucho mayor a mediados del año y a finales, que en los momentos iniciales. Esto sugiere inmediatamente un comportamiento no estacionario fuerte. Para confirmar esta no estacionalidad más adelante se realizará una prueba de raíces unitarias.

Al modelar una variable en series de tiempo se debe confirmar que esté cointegrada con sus variables de control. En definición ortodoxa la cointegración existe cuando dos variables no

estacionarias convergen en una serie estacionaria final. Esto implica que existe causalidad entre la variable dependiente y los choques no estacionarios independientes -Gujarati (2010).

5.2. Estimación

Previo a cualquier modelo interpretable se debe asegurar que las variables estudiadas sean estacionarias de algún orden para así garantizar que existe un estado estacionario en el cual se equilibren las variables implicadas no estacionarias. De otro modo toda la estimación sería inútil, pues se estaría afirmando que la variable objetivo depende de los choques estocásticos, es decir, es aleatoria e impredecible.

Se usa una prueba de raíz unitaria Dikey Fuller para probar que las variables son no estacionarias. Esta prueba consiste en demostrar que en un modelo de tipo $y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$; en donde y_t es la variable independiente $Y(t-1)$ es la variable rezagada y ε_t es un error estocástico de media 0 y varianza σ^2 (ruido blanco), el valor que pondera la variable rezagada (α) tiene un valor absoluto de 1. Si esto ocurre, la variable es no estacionaria pues $Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t$, afirmando que el cambio en Y_t es absolutamente aleatorio.

La prueba Dickey Fuller plantea una prueba de hipótesis general con $H_0 = |\alpha| = 1$ y H_1 cualquier otro caso.

Tabla 2. Prueba Dickey Fuller

| | | | | |
|--|--------------|---------|---------------|-----|
| Exogenous variables: Individual effects | | | | |
| Automatic selection of maximum lags | | | | |
| Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 4 | | | | |
| Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel | | | | |
| | | | | |
| | | | Cross- | |
| Method | Statistic | Prob.** | section ns | Obs |
| Null: Unit root (assumes common unit root process) | | | | |
| Levin, Lin & Chu t* | - 2.36585 | 0.0090 | 3 | 956 |
| | | | | |
| Null: Unit root (assumes individual unit root process) | | | | |
| Im, Pesaran and Shin W-stat | - 17.5846 | 0.0000 | 3 | 956 |
| ADF - Fisher Chi-square | 248.37 6 | 0.0000 | 3 | 956 |
| PP - Fisher Chi-square | 248.44 0 | 0.0000 | 3 | 960 |
| | | | | |
| ** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality. | | | | |

En este caso el p-valor es menor a la significancia (0.05 por defecto) lo que implica que no se rechaza la hipótesis nula de que existe un proceso generador de datos con raíz unitaria (proceso estocástico tipo caminata aleatoria), lo que cumple la primera parte de la condición de cointegración “que estas dos series son no estacionarias independientemente y conjuntamente... convergen en una serie estacionaria”. Las dos variables son no

estacionarias y es posible seguir con el proceso de estimación sin realizar transformaciones a estas series.

Nivel de rezago

Se estimó un modelo tentativo con una cantidad de rezagos **n**, para que el modelo cumpla las condiciones de simplicidad y eficiencia deseadas, se debe estimar sobre este primer modelo un nivel de rezagos óptimo. En este orden de ideas es necesario encontrar los rezagos óptimos del modelo, utilizando el criterio de información de Akaike.

La prueba Akaike consiste en hallar un rezago que optimice el ajuste del modelo de tal suerte que no sacrifique demasiado la simplicidad del mismo. Se trata de encontrar un óptimo en simplicidad y en ajuste, no una solución de esquina.

Prueba AIC

Tabla 3. Included observations: 317

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 0 | 2330.953 | NA | 8.39e-11 | -14.68740 | -14.65183 | -14.67319 |
| 1 | 3250.754 | 1816.389 | 2.68e-13* | -20.43378* | -20.29149* | -20.37694* |
| 2 | 3256.500 | 11.23779 | 2.74e-13 | -20.41325 | -20.16424 | -20.31378 |
| 3 | 3261.493 | 9.671759 | 2.81e-13 | -20.38797 | -20.03224 | -20.24587 |
| 4 | 3275.789 | 27.41954* | 2.71e-13 | -20.42138 | -19.95893 | -20.23666 |

En esta prueba de rezagos se analiza cuál es el rezago óptimo según seis criterios diferentes. Sin embargo, el criterio a analizar es el criterio AIC, siendo el más utilizado para modelos auto regresivos porque compensa una gran cantidad de problemas en la matriz de varianzas y covarianzas.

En la tabla se hace evidente que el rezago óptimo es de un periodo en términos de ajuste en la mayoría de criterios, incluyendo el AIC, lo que concluye que el número de rezagos óptimo de este modelo es de 1. Esto se traduce en que se trabajará sobre dos vectores en cada modelo: $IGBC_t$ y TRM_{t-1} en el primero y TRM_t y $IGBC_{t-1}$ en el segundo.

El modelo

Como se expresó anteriormente, el modelo a estimar estará compuesto por dos vectores autoregresados compuestos por las variables $\ln(IGBC)$ y $\ln(TRM)$, ya que la prueba AIC sugiere que este es el número de rezagos que optimiza la estimación.

$$LNTRM_t = C_{1,1} * LNTRM_{t-1} + C_{1,2} * LNIGBC_{t-1} + A_{1,3}$$

$$LNIGBC_t = C_{2,1} * LNTRM_{t-1} + C_{2,2} * LNIGBC_{t-1} + A_{2,3}$$

En donde:

$LNTRM_t$: Es el logaritmo neperiano de la TRM en el momento, o lo que es lo mismo, el cambio de la TRM en el tiempo.

$LNTRM_{t-1}$: Es el cambio de la TRM en el periodo anterior en términos del tiempo.

$LNIGBC_{t-1}$: Es el cambio rezagado del IGBC.

$LNIGBC_t$: Es el cambio del IGBC en el periodo más actual con respecto al tiempo.

$C_{i,j}$: Son las respectivas elasticidades.

$A_{i,3}$: Es el intercepto con el eje ordenado en caso de ser cero las variables independientes.

Tabla 4. Modelo VAR (APENDICE)

Sample (adjusted): 8/31/2007 12/27/2013

Included observations: 318 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

| | LNTRM | LNIGBC |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|
| LNTRM(-1) | 0.138872 (0.05582) [2.48785] | -0.079823 (0.06796) [-1.17452] |
| LNIGBC(-1) | -0.054814 (0.04510) [-1.21549] | 0.229607 (0.05491) [4.18183] |
| C | -0.000133 (0.00095) [-0.13954] | 0.000489 (0.00116) [0.42228] |
| R-squared | 0.025764 | 0.059717 |
| Adj. R-squared | 0.019579 | 0.053747 |
| Sum sq. Resids | 0.090442 | 0.134068 |
| S.E. equation | 0.016945 | 0.020630 |
| F-statistic | 4.165170 | 10.00276 |
| Log likelihood | 847.0283 | 784.4397 |
| Akaike AIC | -5.308354 | -4.914715 |
| Schwarz SC | -5.272863 | -4.879224 |
| Mean dependent | -0.000188 | 0.000658 |
| S.D. dependent | 0.017113 | 0.021208 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 1.22E-07 |
| Determinant resid covariance | | 1.19E-07 |
| Log likelihood | | 1632.291 |
| Akaike information criterion | | -10.22824 |
| Schwarz criterion | | -10.15726 |

$$\text{LNTRM} = 0.1388 * \text{LNTRM}(-1) - 0.0548 * \text{LNIGBC}(-1) - 0.0001$$

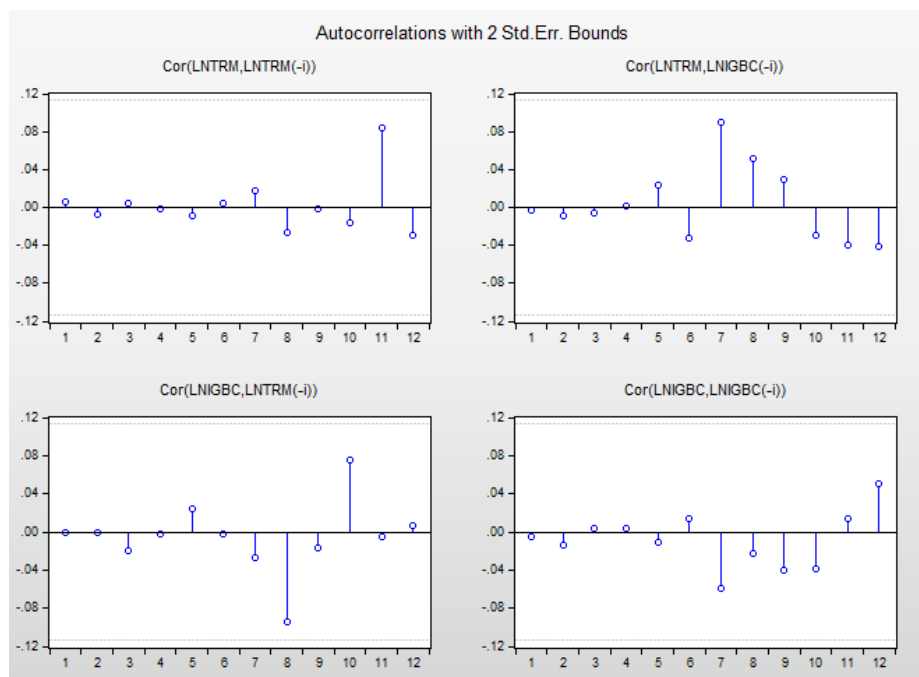
$$\text{LNIGBC} = -0.0798 * \text{LNTRM}(-1) + 0.2296 * \text{LNIGBC}(-1) + 0.0005$$

Que económicamente muestra la relación inversa entre TRM y $IGBC_{t-1}$ del periodo anterior de -5%. Esto confirma la sospecha planteada, pues si el mercado bursátil de un país crece, su moneda pesará más en términos de intercambio y la TRM tenderá a decrecer en largo plazo. También se ve un impacto, un poco mayor en el IGBC respecto a los cambios de la TRM_{t-1} de -7%.

Esto deja claro que existe una relación inversa, siquiera en un nivel numérico, entre el IGBC y los momentos inmediatamente anteriores de la tasa de cambio; que al ser comparado con las hipótesis de racionalidad de las firmas en modelos microeconómicos dinámicos, gana fuerza el asumir que con devaluaciones de la moneda, la economía colombiana se vuelve más competitiva en términos del precio y a su vez los rendimientos que dependen de moneda extranjera aumentan. - Javier Villanueva (1985).

NOTA: Se debe dejar claro que en los modelos de tipo VAR el valor de los coeficientes y su ajuste no suele ser demasiado relevante para el análisis. *Eilyn Arias, Carlos Torres (2004).*

Gráfico 3. Correlograma de los errores



























La prueba de auto correlación funciona como una gran prueba de hipótesis en donde si los residuales autoregresivos exceden el intervalo impuesto, los residuales no distribuyen como una función normal y la inferencia estadística arrojada por el modelo es errada. En la correlación de los residuales se cumple, a primera vista, que converge a cero y no se desfasan de la región de no rechazo.

Dado que ningún residual se sale de la región de no rechazo no se deshecha la hipótesis que plantea que los residuales se comportan como ruido blanco con media cero y error estándar σ_u . Esto implica que la matriz de varianzas y covarianzas y que la estimación en general es consistente y se puede hacer análisis de los resultados.

Se le realiza una prueba de normalidad a los residuales para determinar si los errores dependen del choque estocástico actual o de algún momento pasado del componente estocástico para verificar el comportamiento normal, eliminando de esta manera cualquier sospecha de sesgo.

Tabla 5. Prueba de normalidad de los errores

Sample: 8/24/2007 12/27/2013
Included observations: 318

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|-----------|--------|--------|-------|
|  |  | 1 0.014 | 0.014 | 0.0589 | 0.808 |
|  |  | 2 -0.079 | -0.079 | 2.0608 | 0.357 |
|  |  | 3 0.068 | 0.070 | 3.5456 | 0.315 |
|  |  | 4 -0.009 | -0.018 | 3.5711 | 0.467 |
|  |  | 5 -0.005 | 0.006 | 3.5806 | 0.611 |
|  |  | 6 -0.005 | -0.013 | 3.5902 | 0.732 |
|  |  | 7 0.007 | 0.009 | 3.6049 | 0.824 |
|  |  | 8 -0.018 | -0.020 | 3.7055 | 0.883 |
|  |  | 9 -0.022 | -0.019 | 3.8640 | 0.920 |
|  |  | 10 -0.013 | -0.016 | 3.9173 | 0.951 |
|  |  | 11 0.086 | 0.087 | 6.3553 | 0.849 |
|  |  | 12 -0.033 | -0.038 | 6.7205 | 0.876 |

Al realizar otra prueba completa de residuales en donde se plantea la no normalidad de los residuales, se rechaza esta hipótesis en 12 rezagos, lo que implica que los residuales se distribuyen como ruido blanco, $\sim N(0, \sigma_{\varepsilon_t})$. Si los residuales distribuyen como ruido blanco, implica que no hay una tendencia en los residuos del modelo, lo que le da consistencia a los estimadores en el límite.

Función impulso respuesta

Las pruebas de impulso respuesta son un tipo de pruebas que se basan en funciones con el mismo nombre. En síntesis, lo que hacen es plantear la estructura dinámica del modelo estimado, ejercer choques pasajero en las variables de control de los vectores autoregresivos, que por lo general son variables rezagadas, y estimar, según los mecanismos de transmisión y corrección de error o diferencia en el tiempo, cuánto afecta esto a la variable dependiente y cuánto tiempo se demora esta distorsión en ser corregida por la estructura dinámica del modelo, para llevarlo nuevamente al estado estacionario.

Se realizan pruebas de impulso respuesta, en donde se ejercen choques a las variables rezagadas para analizar su impacto en las variables contemporáneas.

Las pruebas impulso respuesta se usan para analizar el comportamiento de tipo dinámico en el modelo. En otras palabras es una manera de hacer estática comparativa, lo que permite ver qué tan trascendental es un choque en los errores y cuánto tarda en recuperarse, corregirlo y volver al estado estacionario en la estructura dinámica.

Tabla 6. Tabla Impulso-Respuesta

| Response of LNTRM: | | |
|-----------------------|----------|-----------|
| Period | LNTRM | LNIGBC |
| 1 | 0.016945 | 0.000000 |
| 2 | 0.002434 | -0.001128 |
| 3 | 0.000431 | -0.000416 |
| 4 | 9.18E-05 | -0.000122 |
| 5 | 2.20E-05 | -3.36E-05 |
| 6 | 5.57E-06 | -9.01E-06 |

| Response of LNIGBC: | | |
|------------------------|-----------|----------|
| Period | LNTRM | LNIGBC |
| 1 | -0.001482 | 0.020577 |
| 2 | -0.001693 | 0.004725 |
| 3 | -0.000583 | 0.001175 |
| 4 | -0.000168 | 0.000303 |
| 5 | -4.60E-05 | 7.93E-05 |
| 6 | -1.23E-05 | 2.09E-05 |

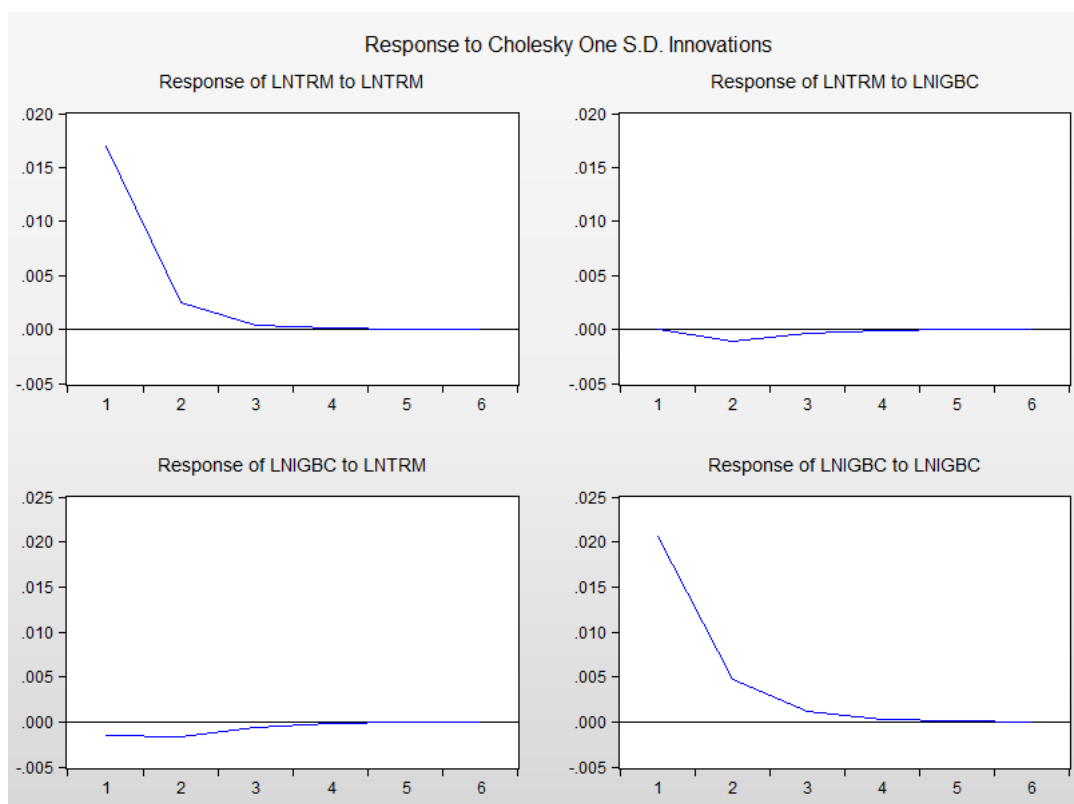
Se encuentra una alta afectación de las variables actuales, con respecto a sus propios momentos pasados y esto se traduce en un comportamiento autoregresivo fuerte, el impacto de las variables cruzadas es demasiado débil para ser tomado de manera relevante en las estimaciones.

Se puede analizar también que en el caso de la TRM se empieza a evidenciar la existencia de algún cambio ante un choque en el IGBC desde el segundo periodo de rezago, que llega a un máximo en este mismo periodo y en adelante comienza a decrecer hasta ser casi igual a cero en el periodo 6.

En cuanto al IGBC se evidencia de igual manera una alta auto dependencia en el tiempo, corregida a la altura del periodo sexto, en cuanto a los choque en la TRM para medir el

impacto en esta variable, se evidencian cambios desde el primer momento. Estos llegan al máximo en el periodo dos y se diluyen para ser corregidos a finales del sexto periodo.

Gráfica 4. Impulso Respuesta



En el gráfico se evidencia lo explicado anteriormente, en cuanto a la TRM una alta dependencia de sus momentos pasados visible desde el primer momento y una dependencia negativa en cuanto a los choques en el IGBCA visibles desde el segundo momento y corregidos totalmente en el sexto.

Es claro que existe un efecto mayor en los cambios del IGBC con respecto a un cambio en la TRM, lo que tiene sentido pues el sector bursátil representa un sector productivo relativamente débil en Colombia. En este contexto poco habría de afectar la relación de cambio entre la moneda colombiana y el dólar. De otra parte, un aumento en la tasa de cambio expulsaría en gran medida la inversión extranjera, pues es menor el margen de

ganancia que se recibiría en dólares y esto hace de los rendimientos de los inversionistas extranjeros sumas menores.

Tiene un impacto mucho mayor el choque en los momentos pasados de cada variable que el choque en la variable alterna, aún así el periodo de recuperación o corrección de error es de aproximadamente seis semanas en ambos casos.

5.3. Cointegración

La cointegración es una característica que se debe cumplir en series temporales para poder afirmar causalidad entre ellas. En definición:

“Las estimaciones de regresiones con variables no estacionarias son espurias salvo que estas estén cointegradas. Dos variables no estacionarias cointegradas son aquellas cuyos residuos son estacionarios. Si los residuos son estacionarios las estimaciones de variables no estacionarias son superconsistentes.”- Roberto Montero Granados (2013).

Esto implica que los errores o residuales del modelo deben ser estacionarios, es decir tener un valor esperado y una varianza constante y no presentar tendencia. Luego se realiza la prueba de cointegración por el método de Granger, que consiste en probar si los residuales presentan un proceso generador de datos con raíz unitaria o por el contrario son una serie estacionaria y la inferencia estadística detrás del modelo tiene sentido y relevancia.

Tabla 6. Prueba de estacionariedad de residuales

Sample: 8/24/2007 12/27/2013

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag length selection based on SIC: 0

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Balanced observations for each test

| Method | Statistic | Prob.** | Cross- sections | Obs |
|--|-----------|---------|--------------------|-----|
| Null: Unit root (assumes common unit root process) | | | | |
| Levin, Lin & Chu t^* | -32.5931 | 0.0000 | 2 | 634 |
| Null: Unit root (assumes individual unit root process) | | | | |
| Im, Pesaran and Shin W- | | | | |
| stat | -26.6795 | 0.0000 | 2 | 634 |
| ADF - Fisher Chi-square | 281.764 | 0.0000 | 2 | 634 |
| PP - Fisher Chi-square | 281.763 | 0.0000 | 2 | 634 |

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi

-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Las pruebas de residuales muestran que, dado que el valor de la prueba de hipótesis de que existe una raíz unitaria menor al 5% (significancia por defecto) no se puede rechazar la hipótesis de que existe raíz unitaria en los residuales.

Esto implica que los residuales no son estacionarios de orden 1 y se concluye que aunque puede existir una causalidad en algún nivel de afectación entre las variables analizadas por efectos de cointegración, sin embargo no se rechaza la hipótesis nula de que existen procesos de generación de datos con raíces unitarias en los errores del modelo. Así lleva a

concluir que la causalidad no es suficientemente fuerte como para ser relevante. Igualmente, hace cualquier proyección y uso de los coeficientes estimados impráctica y poco eficiente, pues la causalidad no se puede garantizar durante toda la serie.

6. Conclusiones

Después de realizar una investigación previa del problema de estudio se concluyó que el modelo que mejor se adaptaba a la situación planteada, según el estudio bibliográfico, era un modelo de Vectores Autoregresivos (VAR, no confundir con modelos VaR).

Se analizó cada una de las variables individualmente para garantizar que se cumplieran con las condiciones necesarias para el modelo elegido, en este punto se decidió que controlar por las variables reales o la tasa de interés, destruía cualquier posible inferencia estadística, pues no se cumplen los supuestos básicos para un VAR, así se terminó usando como variables explicativas en ecuaciones simultaneas para modelos con vectores auto regresivos la TRM nominal y el IGBC.

Posteriormente se construyó un modelo que abarcara las variaciones de la tasa de cambio con base en sí misma, en momentos anteriores y a las variaciones del índice general de la Bolsa de Colombia también en momentos anteriores. Cabe resaltar que al ser un modelo de vectores autoregresivos es necesario construir el mismo modelo en términos del logaritmo del IGBC en función del logaritmo de la TRM como dos variables que se explican simultáneamente en el tiempo. Estas dos series, catalogadas como objeto de estudio principal, luego de descartar la tasa de interés por su comportamiento estacionario en sí mismo, se les hicieron análisis de correlación en segmentos y de comportamiento gráfico en secciones del tiempo, garantizando su no estacionariedad.

Se encontró que existe una relación negativa entre la TRM y el comportamiento de los mercados accionarios en Colombia. La teoría económica explica esto partiendo los modelos de equilibrio parcial básicos, pues si los índices bursátiles colombianos tienen mejor desempeño, atraen más inversión. Esto aumenta la oferta de moneda extranjera en el país, aumentando la cotización del peso colombiano y disminuyendo el precio en términos de tasa de cambio. Tal relación puede ser explicada en el sentido inverso dado que con una

depreciación de la moneda, los rendimientos de inversiones extranjeras pasadas valdrían menos en momentos futuros, restando competitividad en términos de utilidades ya que al ser convertidas de peso a dólar la ganancia se reduce.

Se realizaron pruebas de raíz unitaria a ambas series para garantizar de manera ortodoxa y no empírica su no estacionariedad y así cumplir la primera condición de causalidad por cointegración. Finalmente, se abordó el modelo con los análisis pertinentes y las pruebas sugeridas en las principales fuentes bibliográficas. No se logró encontrar evidencia de una relación causal dinámica entre estas variables por metodología de Granger o pruebas de cointegración, lo que implica que no existe evidencia de dependencia o que hay ausencia de mecanismos de transmisión entre estas variables a nivel de Granger. En otras palabras, la causa de que existan cambios positivos o negativos en la TRM o en el IGBC no está relacionada directamente con que existan cambios de algún tipo en el rendimiento de la otra variable, en el nivel de grangel. Se garantiza un coeficiente de correlación negativo entre la TRM y el IGBC, -0.093 , lo que implica una correlación negativa débil, explicable por la fuerza que adquiere una moneda tras un buen desempeño de los índices bursátiles y no se logra probar causalidad.

Las pruebas impulso respuesta muestran un impacto positivo muy grande en las variables actuales con respecto a sus momentos pasados. Así mismo, permiten ver un impacto muy reducido, de tipo negativo en las variables analizadas respecto a su variable alterna, es decir, la relación $IGBC \rightarrow TRM$ y $TRM \rightarrow IGBC$.

Es mayor el impacto de la TRM sobre el IGBC, que el del IGBC sobre la TRM. Aún así después de seis periodos todos los choques se habían corregidos. El comportamiento de ambas series se ajusta a la teoría económica. Sin embargo, no se garantiza la existencia, por método de grangel, de mecanismos de transmisión o causalidad entre las series.

7. Referencias

ABDALLA, I. y Murinde, V.(1997) Exchange rate and stock price interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines, Applied Financial Economics.

ACADEMIA REVISTA LATINOAMERICANA DE ADMINISTRACIÓN. Christian Espinosa , Carlos Maquieira , Fernando Diaz , Allyson Abarca , (2015) "Adoption of IFRS in an emerging market: the Chilean case". Vol. 28 Iss: 4, pp.442 - 460

ALBEROLA, Enrique y LOPEZ, Humberto. "Internal and External Exchange Rate Equilibrium in a Cointegration Framework. An Application to the Spanish Peseta," Spanish Economic Review, vol. 3, No. 1, pp. 23-40. 2001

ALI, I. et al. (2010) Causal relationship between macro-economic indicators and stock exchange prices in Pakistan, African Journal of Business Management. Álvaro Andrés Cámara Suárez, Arnoldo Casas Henao, Juan Camilo Santana Contreras and Édgar Ricardo Jiménez. Una aproximación empírica a la relación entre las tasas de interés de los TES TF y el tipo de cambio en Colombia Innovar: Revista de ciencias administrativas y sociales. Vol. 16, No. 27 (Enero-junio de 2006), pp. 47-55

ARBELÁEZ, María A., ZULUAGA, Sandra, GUERRA, María L (2002): El mercado de Capitales colombiano en los Noventa y las Firms Comisionistas de Bolsa, Alfaomega, Fedesarrollo.

ARIAS, Eilyn. TORRES, Carlos. Modelo VAR y VECM para el pronóstico de corto plazo de las importaciones de costa rica (2004); Banco central de Costa Rica (2004); Departamento de investigaciones económicas.

BORDA, Rafael (2000): Modelización Tipo ARCH Aplicada en el Contexto del IBEX-35, Universidad Autónoma de Madrid. Gujarati, Damodar N (2002): Econometría, Mc Graw Hill.

CARRASQUILLA, Alberto y ARIAS, Andrés. Tipo de Cambio Real en Colombia ¿Qué pasó?," Banco de la República de Colombia - Borradores de Economía, No. 64, pp. 1-26. 1996

CASSEL, Gustav. Abnormal Deviations in International Exchanges. The Economic Journal, vol. 28, No. 112, (December 1998), pp. 413-415.

COCHRANE, John. How Big is the Random Walk in GNP? Journal of Political Economy, 1988. Vol. 96. No. 5, pp. 893-921.

ENGEL, Charles. Real Exchange Rates and Relative Prices: An Empirical Investigation. Journal of Monetary Economics. 1993. Vol. 32, No. 1, pp. 33-50.

ESCRIBANO, Alvaro y PEÑA, Daniel. Cointegration and Common Factors,” Journal of Time Series, 1994, vol. 15, No. 6, pp. 577-586.

FEYZIOGLU, Tarhan. Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate: An Application to Finland. IMF Working Papers. 1997 No. 97/109, pp. 1-24.

GONZALO, Jesús y GRANGER, Clive. Estimation of Common Long Memory Components in Cointegrated Systems. 1995. Journal of Business and Economic Statistics, vol. 13, No. 1, pp. 27-35

GONZALO, Jesús y Serena Ng. A Systematic Framework for Analyzing the Dynamic Effects of Permanent and Transitory Shocks. Journal of Economics Dynamic & Control. 2001. Vol. 25, No. 10, pp. 1527-1546.

HUERTAS, Carlos Alfonso Huertas y VILLALBA, Consuelo. Índice de competitividad colombiana con terceros países en el mercado estadounidense (ITCR-C), BanRep (2004) Hypothesis for Latin American Countries?,” Applied Economics vol. 35, No. 3, pp. 351-359. Countries? An Empirical Analysis Using Panel Data Cointegration Tests” William Davidson Institute Working Papers series, No. 504, pp. 1-31.

LOYOLA UNIVERSITY CHICAGO - Topics in Middle Eastern and North African Economies, vol. 2, pp.1-14.

MONTERO. R (2013): Variables no estacionarias y cointegración. Documentos de Trabajo en Economía Aplicada. Universidad de Granada. España pag-1

OLIVEROS, Hugo y HUERTAS, Carlos. Desequilibrios Nominales y Reales del Tipo de Cambio en Colombia. Banco de la República de Colombia - Borradores de Economía No. 220, 2002, pp. 1-26. 24

PICCILLO, G. (2008) Foreign exchange and stock market: two related markets?, Open Access publications from Katholieke Universiteit Leuven.

POSADA, Vanessa. Interacciones entre el tipo de cambio y el mercado bursátil e Colombia; UNIVERSIDAD ICESI 2012.

REVISTA DE ECONOMÍA INSTITUCIONAL, 2nd Semester 2010, v. 12, iss. 23, pp. 135-64 Ostry, Jonathan D.; Ghosh, Atish R.; Habermeier, Karl; Chamon, Marcos; Qureshi, Mahvash S.; Reinhardt, Dennis B. S. The Role of Controls

ROGERS, John y JENKINS, Michael. Haircuts or Hysteresis? Sources of Movements in Real Exchanges Rates. 1995. Journal of International Economics, vol. 38, No. 4, pp. 339 - 360.

ROJAS, María Clara: Tasa de cambio – Tasa representativa del mercado. Banco de la Republica [en línea], Disponible en Web:
[<http://www.lablaa.org/ayudadetareas/economia/econo112.htm>]

ROWLAND, Peter y OLIVEROS, Hugo. Colombian Purchasing Power Parity. Analyzed Using a Framework of Multivariate Cointegration. 2003. Banco de la República de Colombia - Borradores de Economía No. 252, pp. 1-27.

ROWLAND, Peter. Forecasting the USD/COP Exchange Rate: A Random Walk with a Variable Drift. 2003. Banco de la República de Colombia - Borradores de Economía No. 253, pp. 1-52.

SANCHEZ FERNANDEZ, José Luis. Criterios de Análisis Bursatil. Revista Española de Financiación y Contabilidad, Vol. 6, No. 19 (Enero-Marzo 1977), pp. 61, 63-86

TERASVIRTA, Timo. Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models. 1994. Journal of the American Statistical Association, vol. 39, No. 425, (March), pp. 208-218.

VELEZ, César Arturo. El precio de las acciones de la tasa de interés: una aproximación empírica para el caso colombiano, Universidad de la Salle (2007).

VILLANUEVA, Javier. Breve examen de las teorías relacionadas con la determinación de la tasa de cambio; *Instituto de Desarrollo Económico Y Social (1985)*.